

弱化我国货币政策有效性的原因及政策建议

徐小淇 任 力

(厦门大学,福建 厦门 361005)

摘要:本文首先综述国内外学者对货币政策有效性的研究成果,再选取我国 1998 年——2008 年的季度数据,使用 ADF 检验、协整检验及 Granger 因果检验对我国货币政策有效性进行实证分析,最后结合我国具体情况,指出弱化我国货币政策有效性的因素,并提出提高我国货币政策有效性的建议。

关键词:货币政策; 货币政策有效性; 外汇储备; 国内有效需求

一、引言

所谓货币政策,是指政府或中央银行为影响经济活动所采取的措施,尤指控制货币供给以及调控利率的各项措施。货币政策作为世界各国宏观调控的主要政策工具,在成熟市场经济国家发挥的作用显得尤为突出。在我国,货币政策从 1984 年实施以来,经过不断的发展完善,逐步走向稳健,在经济宏观调控中扮演越来越重要的角色。1993 年,针对当时经济过热和高通货膨胀的局面,央行采取紧缩的货币政策,抑制了带动经济过热的房地产热和开发区热;1994 年,针对我国通货膨胀率达到新中国成立以来的最高水平,央行实行适度从紧的货币政策,有效治理了通货膨胀,并于 1996 年成功实现了经济“软着陆”;2003 年,针对伊拉克战争和非典疫情造成我国经济运行的不确定性,央行采取宽松的货币政策,既维持了经济的稳定增长,又缓解了国内有效需求不足问题和通货紧缩现象;2006 年,针对我国投资及信贷增长过快、国际收支不平衡等问题,央行执行稳健的货币政策,促进了经济金融的平稳运行。综合来看,我国二十几年来的货币政策是有效的,在复杂的内外经济形势下,货币政策作为我国宏观调控的一种重要手段,既保证了货币供应和币值的基本稳定,又促进了经济的平稳快速增长。本文从货币政策的理论入手,对我国货币政策有效性问题进行实证研究,并根据我国具体情况,提出提高我国货币政策有效性的建议。

二、文献综述

1. 国外相关研究

国外学者对货币政策有效性问题存在争议,分为货币中性论、货币非中性论和货币短期非中性而长期中性三种观点。

古典经济学派和新古典学派倡导货币中性论。古典学派认为,经济的长期发展完全由实物部门决定,政府任何的积极的货币政策都是多余的,货币政策任务只在于控制货币数量,稳定物价水平和维持货币的购买力;新古典学派基于

新古典主义经济学的两个基本假设:理性预期和市场出清。认为对那些已被人们准确预期到的经济政策而言,如果人们希望维持原先的经济地位,他们就会采取措施来抵消这些政策的作用,使它们无效。

凯恩斯学派倡导货币非中性论。1936 年凯恩斯发表《就业、利息与货币通论》,指出“古典”学派所谓充分就业的均衡只是一个特例,通常情况总是小于充分就业的均衡,造成这一现象的根本原因在于有效需求不足。由于货币供求关系决定利率,利率又决定人们的消费和投资需求。所以,凯恩斯学派认为货币是非中性的,国家应制定适当的货币政策和财政政策以克服经济危机。

货币学派和新凯恩斯主义学派则认为货币在短期是非中性的,而在长期则是中性的。以弗里德曼为代表的货币学派认为,在短期,经济增长中“货币最重要”,物价、就业、产出等的变化都是源于货币的变化,只有正确的货币政策才能保持经济的稳定发展。而在长期,经济趋向于充分就业,货币供给的变化虽会引起物价水平的变动,但不会引起实际产出和收入的变动,所以长期中的货币政策是无效的;新凯恩斯主义学派不承认新古典宏观经济学关于货币政策无效性和货币中性的结论。在他们看来,尽管货币政策在短期内能影响产出和经济周期,但在长期内却是中性的。

2. 国内相关研究

巴曙松(2000)推出著作《中国货币政策有效性的经济学分析》(经济科学出版社 2000 年版),以目前中国货币政策的有效性为研究主题,详细研究了新经济运行环境下我国货币政策的有效性,并在货币政策工具的选择、货币传导机制等问题上提出了自己的见解。汪红驹(2003)推出著作《中国货币政策有效性研究》(中国人民大学出版社 2003 年版),通过实证分析,探讨了货币需求的不稳定性,货币政策传导机制不畅等方面对我国货币政策效应的影响,主张具有预防性和前瞻性的货币政策。李春琦(2003)推出《中国货币政策有效性分析》(上海财经大学出版社 2003 年版),通过对货币

政策有效性理论的研究,分析了我国货币政策有效性问题,揭示了影响我国货币政策有效性的诸多因素,建立了货币供给有效区间模型,提出了增强我国货币政策有效性的若干建议。崔建军(2006)推出著作《中国货币政策有效性问题研究》(中国金融出版社2006年版),论证了货币政策得以发挥政策的三大前提,对我国货币政策的有效性进行实证检验,提出了提高我国货币政策有效性的途径。

三、实证研究

1. 我国近几年货币经济状况

从图1可知,1998年起,我国货币供给量增长率的总趋势是上升的,M2增长率在2000年最低,在2003年最高,为19.58%。同一时期内,经济增长率的变动趋势也是上升的,最低为7.6%,最高为11.4%。M2增长率与经济增长率之间存在一定正相关关系,但并非严格的正相关关系,因为2000年M2的低增长率并没有改变同年经济增长率高于1999年经济增长率的趋势,这在一定程度上说明,货币供给的低增长率并不一定带来经济的低增长率。

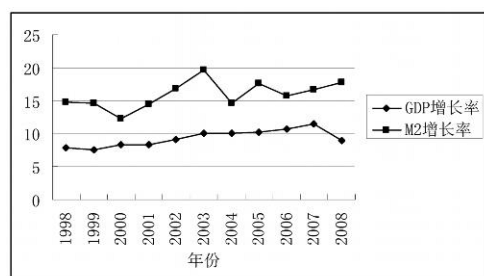


图1 中国近年货币经济状况

数据来源:RESSET金融研究数据库

2. 变量选取及数据来源

选取1998—2008年的季度数据为研究对象,分别用M1、M2、CPI、GDP表示基于1978的狭义货币供给、广义货币供给、消费物价指数和国内生产总值。其中CPI是以1998年为基年的价格指数。计算出排除价格因素影响的实际货币供给RM1、RM2和国内生产总值RGDP。用移动平均季节乘法消除CPI、RGDP、RM1和RM2的季节因素,记为CPISA、RGDPSA、RM1SA、RM2SA。对RGDPSA、RM1SA、RM2SA取自然对数,记为LRGDPSA、LRM1SA、LRM2SA。所有原始数据均来自中华人民共和国国家统计局网站中《2008年统计年鉴》,统计软件为Eviews6.0,所有数据均采用手工方式录入。

3. 实证检验

(1) 单位根检验

对于时间序列,通常假定变量是平稳的,但实际上大多数数据都是非平稳的。如果用非平稳变量进行回归分析,检验的功效会被降低,结果往往出现伪回归,所以对变量进行平稳性检验是避免伪回归的前提。一般用ADF检验法对数

据的平稳性进行检验,如果变量的ADF值大于显著性水平下的临界值,则该变量非平稳,不能直接用它进行回归分析,需要对其进行一阶差分甚至更高阶数差分,直至第*i*次差分时其平稳,并称该变量服从*i*阶单整。

对各变量进行ADF检验,得到表1。从表1可知,由于在1%的显著性水平上,CPISA、LRGDPSA、LRM1SA、LRM2SA的ADF统计量都大于临界值,所以均接受原假设,即各变量存在单位根,非平稳。对它们进行一阶差分,得到CPISA、LRGDPSA、LRM1SA、LRM2SA,由于它们在1%的显著水平上的ADF统计量都小于临界值,所以不存在单位根,平稳。CPISA、LRGDPSA、LRM1SA、LRM2SA均为一阶单整。

表1 单位根检验

Series	(CT K)	ADF values	1 % Critical values	5 % Critical values	10 % Critical values	Stationarity
CPISA	(C Y 0)	1.265274	- 4.186481	- 3.518090	- 3.189732	Nonstationary
CPISA	(C N 0)	- 3.674155	- 3.596616	- 2.933158	- 2.604867	Stationary
LRGDPSA	(C Y 0)	- 2.565836	- 4.186481	- 3.518090	- 3.189732	Nonstationary
LRGDPSA	(C N 0)	- 7.537563	- 3.596616	- 2.933158	- 2.604867	Stationary
LRM1SA	(C Y 1)	- 0.620880	- 4.192337	- 3.520787	- 3.191277	Nonstationary
LRM1SA	(C N 0)	- 4.872246	- 3.596616	- 2.933158	- 2.604867	Stationary
LRM2SA	(C Y 1)	- 0.278061	- 4.192337	- 3.520787	- 3.191277	Nonstationary
LRM2SA	(C N 0)	- 5.183022	- 3.596616	- 2.933158	- 2.604867	Stationary

注:C代表截距项,T代表趋势项,K代表滞后阶数。

(2) 协整检验

有些时间序列,虽然自身是非平稳的,但它们的某种线性组合却是平稳的,该线性组合反映了变量之间长期稳定的比例关系,称为协整关系。当检验的变量是非平稳的,且各变量是同阶单整的,想进一步确定变量之间是否存在协整关系,可进行协整检验,协整检验主要有EG两步法和JJ检验。EG法是基于回归残差的检验,可以通过建立OLS模型检验其残差平稳性,可用于双变量模型。JJ检验是基于回归系数的检验,前提是建立VAR模型,可用于多变量模型。本文采用EG法。

由于LRGDPSA和LRM2SA具有大致相同的增长和变化趋势,且都为二阶单整,故它们之间可能存在协整关系。对它们进行协整检验。

首先,对LRGDPSA和LRM2SA进行最小二乘回归估计,得到:

$$\text{LRGDPSA} = 0.911 \text{LRM2SA} \quad (1)$$

$$t: \quad (1382.362)$$

$R^2 = 0.9790$, $\bar{R}^2 = 0.9790$,自变量通过统计学检验。由(1),长期中,LRGDPSA和LRM2SA呈正相关关系,货币供给量对经济增长有促进作用,LRM2SA每增加1%,LRGDPSA增加0.911%。

其次,对(1)的残差*e*进行单位根检验。从表2可知,在5%显著性水平下,*e*的ADF统计量为-2.606058小于临界

值 - 1.948686, 所以估计残差 e 平稳, LRGDPSA 和 LRM2SA 具有协整关系, LRGDPSA 和 LRM2SA 存在长期的稳定关系。

表 2 残差 e 的单位根检验

Series	(CTK)	ADFvalues	1 %Critical values	5 %Critical values	10 %Critical values	Stationarity
e	(0 N 0)	- 2.606058	- 2.619851	- 1.948686	- 1.612036	Stationary

注: C 代表截距项, T 代表趋势项, K 代表滞后阶数。

最后, 建立 ECM 模型。误差修正模型的建立是为了建立短期动态模型来弥补长期静态模型的不足。它不仅能反映不同变量的长期均衡关系, 也能反映变量在短期偏离它们长期均衡关系的程度, 很好的消除伪回归。定义 $ECM = LRGDPSA(-1) - 0.911 * LRM2SA(-1)$, 回归 $D(LRGDPSA)$ 、 $D(LRM2SA)$ 和 ECM , 得到 ECM 模型:

$$D(LRGDPSA) = 0.898 * D(LRM2SA) + 0.233 * ECM \quad (2)$$

$$t: \quad (5.334300) \quad (2.192485)$$

自变量通过统计学检验。由 (2), 在短期中, LRM2SA 与 LRGDPSA 呈正相关关系, LRM2SA 每变动 1%, LRGDPSA 变动 89.8%。

(3) 格兰杰因果检验

Granger 因果检验实质上是检验一个变量的滞后变量是否可以引入到其他变量方程中。一个变量如果受到其他变量的滞后影响, 则称它们具有 Granger 因果关系。

由协整检验可知, 长期中, LRGDPSA 与 LRM2SA 存在协整关系。为了解 LRM2SA 的变化是否就是引起 LRGDPSA 变化的原因, 对它们进行格兰杰因果检验。在进行格兰杰因果检验之前, 先对 ECM 模型进行稳定性检验, 得到图 2, 由于所有单位根均落在圆内, 故序列是稳定的。再基于 ECM 模型检验各变量之间长期和短期的关系, Sims、Stock、Watson(1990)曾指出, 传统的 Granger 因果检验的检验分布是非标准的, 若考虑到协整性, 就会有渐进标准分布。所以, Granger 因果关系可以由误差修正项的显著性和一阶差分的滞后项的系数的显著性来揭示, 前者表明了长期效果, 后者表明了短期原因影响。

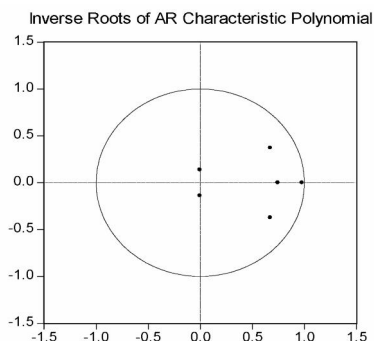


图 2 VAR 平稳性检验结果 (Graph 形式)

根据经济增长水平和货币供应量的 ECM 模型, 本文采用 wald 法对误差修正模型中方程系数的显著性进行检验, 来判断各变量长短期因果关系的方向, 得到表 3, 由于 ECM 的系数都是显著的, 故在长期中, LRM2SA 和 LRGDPSA 之间存在双向的格兰杰因果关系; 又由于 LRM2SA 和 LRGDPSA 的系数也都是显著的, 所以在短期中, LRM2SA 和 LRGDPSA 之间也存在双向的格兰杰因果关系。

表 3 格兰杰因果检验 P 值

	LRGDPSA	LRM2SA	ECM
LRGDPSA	——	0.0000	0.0341
LRM2SA	0.0000	——	0.0265

注: 表中数值为零假设 (非格兰杰因果关系) 的伴随概率。

另一方面, 由于货币政策的实施是通过调节实体经济中的货币供给量来影响实际产出和收入的, 所以我们在对 LRGDPSA 和 LRM2SA 进行分析的同时, 也要分析 LRM1SA 对 CPISA 的影响。由于格兰杰因果检验要求变量必须是平稳的, 而 CPISA、LRM1SA 不平稳, 故对 DCPISA 和 DLRM2SA 进行格兰杰因果检验, 经过 VAR 检验可知, 滞后一期是合理的, 则得到表 4。可知, DCPISA 不是 DLRM1SA 的格兰杰原因的概率为 2.34%, 故能在 5% 的水平下拒绝原假设, 至少在 95% 的置信水平下, 可以认为 CPISA 是 LRM1SA 的格兰杰原因; LRM1SA 不是 CPISA 的格兰杰原因的概率为 6.09%, 故能在 10% 的水平下拒绝原假设, 至少在 90% 的置信水平下, 可以认为 LRM1SA 是 CPISA 的格兰杰原因。

表 4 DCPISA 和 DLRM1SA 的格兰杰因果检验

Null Hypothesis	Lagged ranks	F - value	P - value	Conclusion
DCPISA does not Granger Cause	1	5.56684	0.0234	Accepted
DLRM1SA		3.72627	0.0609	Accepted
DLRM1SA does not Granger Cause				
DCPISA				

由以上分析可知: (1) 1998 年到 2008 年, 我国的货币政策取得了一定效果, 我国实际货币供给量的变动对实际产出有一定影响, 我国货币政策非中性。(2) 实际货币供给量 LRM1SA 对居民消费价格指数 CPISA 也有一定影响, 可以认为 LRM1SA 是 CPISA 的格兰杰原因。

四、弱化我国货币政策有效性的原因及政策建议

1. 弱化我国货币政策有效性的原因

(1) 外汇储备增长过快

由图 3 可知, 2006 年底, 我国外汇储备为 10663.44 亿美元, 跃居世界第一。尽管外汇储备的增加增强了我国的宏观调控能力, 维护了的国际信誉, 但由于我国实行强制结售汇制度, 快速增长的外汇储备使我国基础货币投放过大, 通货膨胀压力增加, 给货币政策的执行带来巨大困难, 妨碍了货币政策的实施。

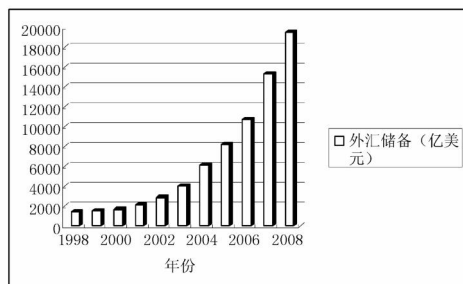


图3 中国近年外汇储备变化

数据来源: RESSET 金融研究数据库

(2) 国内有效需求不足

一般而言,利率降低,居民将增加消费减少储蓄,企业将增加投资;反之,居民减少消费增加储蓄,企业减少投资。由图4可知,尽管2002年我国一年期存款和贷款利率达最高,分别为0.0414、0.0756,但同年M2的增长率仍高达16.7%,这是因为国内有效需求不足。究其原因,有两点:(1)我国贫富悬殊大。2000年我国基尼系数为0.458,超过国际警戒水平。我国大部分城市的中等收入和低收入者,尽管消费意愿强,但因收入不足,消费仍有限,而我国高收入者的消费意愿较低。(2)我国的社保制度还不健全。由于我国的社保覆盖面小,实施范围窄且社会化程度低,居民生病或失业时只能依靠自己,因而不得不减少消费以增加储蓄。M2的快速增长增加了通货膨胀压力,对货币政策实施的效果造成了影响。

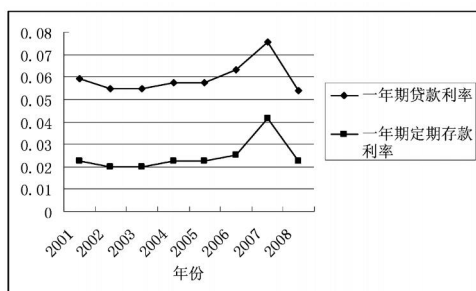


图4 中国近年存款、贷款利率

数据来源: RESSET 金融研究数据库

2. 政策建议

从以上分析可看出,我国的货币政策对宏观经济的调节作用是明显的,但货币政策在实践中也受到了很多制约,提高货币政策的有效性具有重大意义。在此结合我国具体情况,提出了几点提高货币政策有效性的建议:

(1) 推进利率市场化改革。尽管我国已加入WTO组织,利率市场化只是时间问题,但仍有一个过程,故应采取措施,推进利率市场化改革。不仅要提高居民储蓄和消费的利率敏感度,还要扩大贷款利率的浮动范围,大额存单利率由金融机构和客户协商决定。(2) 稳定外汇储备规模。可采取

的措施有:改革外汇管理体制,放宽企业和个人的用汇自由度;提高外汇利用率,贷款给有实力的企业,鼓励它们进行跨国兼并投资;转变贸易增长方式,提高出口产品附加值,扩大能源、先进技术的进口;外部消化,用外汇储备在国际金融市场进行合理投资。(3) 改变居民对物价的预期。提高居民的工资,使其有物价上涨的预期而增加消费。(4) 增强中央银行的独立性。使央行拥有更多的主动权,以避免其因政治压力而采取通货膨胀的货币政策。(5) 疏通货币政策传导渠道。一方面,疏通银行信贷传导渠道。正确认识风险,既不置风险于不顾,片面追求收益最大化,又不惧怕风险,不求收益;适度加强防范风险的措施,保持经济发展。另一方面,疏通金融市场渠道。正确认识金融市场在货币政策传导中的作用,加紧完善上市公司的信息披露制度,建立多层次的证券交易体系。

参考文献:

- [1] 巴曙松. 中国货币政策有效性的经济学分析[M]. 北京: 经济科学出版社, 2000.
- [2] 崔建军. 中国货币政策有效性问题研究[M]. 北京: 中国金融出版社, 2006.
- [3] 楚儿鸣. 中国货币政策传导系统有效性的实证研究[M]. 北京: 中国经济出版社, 2008.
- [4] 李春琦. 中国货币政策有效性分析[M]. 上海: 上海财经大学出版社, 2002.
- [5] 李念斋. 中国货币政策研究[M]. 北京: 中国统计出版社, 2003.
- [6] 汪红驹. 中国货币政策有效性研究[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2003.
- [7] 郭锐. 我国货币政策有效性研究[D]. 湖南大学硕士学位论文, 2006, (9).
- [8] 李玮玮. 我国货币政策有效性研究[D]. 湖南大学硕士学位论文, 2001, (2).
- [9] 林婧. 中国货币政策有效性研究[D]. 厦门大学硕士学位论文, 2008, (4).
- [10] 张冲. 我国货币政策有效性分析[D]. 山东大学硕士学位论文, 2009, (4).
- [11] 赵幼力. 我国货币政策有效性研究[D]. 对外经济贸易大学硕士学位论文, 2004, (4).

作者简介:

1. 徐小淇, 厦门大学经济学系学生; 研究方向: 西方经济学。
2. 任力, 博士, 厦门大学经济系副教授; 研究方向: 西方经济学。